

اثر هم‌زمانی رفتاری بر جبران شناختی در تصمیم‌گیری نوجوانان و جوانان

حمید هرچگانی نژاد

کارشناس ارشد روانشناسی

چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی و در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال با نقش میانجی‌گری وحدت است. پژوهش حاضر از لحاظ هدف جزء پژوهش‌های بنیادی و از لحاظ روش از نوع مطالعات نیمه آزمایشی با طرح بین‌گروهی است. جامعه پژوهش را کلیه دانشجویان شهر لردگان در دانش‌آموزان متوسطه در سال ۱۴۰۰-۰۱ تشکیل دادند که از بین آن‌ها به صورت در دسترس ۱۶۰ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. ابزارهای این پژوهش شامل تکلیف کالای عمومی ترتیبی با ساختار نقطه تأمین (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶)، تکلیف هم‌زمانی رفتاری حرکت دست و مقیاس وحدت (لاکنز و استل، ۲۰۱۱) بود. روش تحلیل این پژوهش، آنالیز واریانس، خی دو و رگرسیون میانجی بود که با استفاده از آن‌ها روابط علی متغیرهای پژوهش بررسی شد. یافته‌ها نشان داد که هم‌زمانی رفتاری برافزایش جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی اثر ندارد اما وحدت بین افراد را تقویت می‌کند. وحدت به‌طور غیرمستقیم به‌واسطه اثرگذاری بر ادراک شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت شریکشان، همکاری را افزایش داد. همچنین، تمایل به جبران در اوایل بزرگ‌سالی بیش از اواخر نوجوانی بود. این نتایج نشان می‌دهد که هم‌زمانی رفتاری راهی برای ایجاد وحدت بین فردی است و از این طریق ادراک افراد از چگونگی رفتار یکدیگر را تغییر داده، رفتار جامعه پسند را گسترش می‌دهد. این اثر از اواخر نوجوانی تا اوایل بزرگ‌سالی ثابت است.

واژه‌های کلیدی: هم‌زمانی رفتاری، جبران، وحدت، تصمیم‌گیری ترتیبی.

مقدمه

هر عضو از یک گروه اجتماعی هنگام تصمیم‌گیری برای تأمین کالاهای عمومی^۱ در جامعه خویش، همواره با چالش «دوراهی اجتماعی»^۲ روبه‌رو است (برای مثال به فیشر و همکاران^۳، ۲۰۲۱ مراجعه کنید). به‌عنوان مثال، هنگامی که دو عضو از یک گروه اجتماعی قرار است برای تأمین یک کالا برای خیریه با یکدیگر مشارکت کنند، بر سر دوراهی‌ای قرار می‌گیرند که یا در تأمین کالا شریک شوند یا اینکه با سرباززدن از مشارکت، درحالی‌که کالا توسط نفر دیگر تأمین شده است، خود را در ثواب کار خیر شریک کرده و سود شخصی‌شان را حداکثر کنند. تصمیم‌گیری در این مثال، اگر به ترتیب و به‌نوبت یکی پس از دیگری انجام شود، تصمیم‌گیری ترتیبی نامیده می‌شود و به هویت و تصمیم دیگر اعضای مشارکت‌کننده وابسته است (آرورا و همکاران^۴، ۲۰۱۶). در این شرایط، اگر نفر دوم با قصور^۵ نفر اول مواجه شود، پاسخ و تصمیمش، یکی از سه نوع رفتار همکاری، تقابل^۶ یا جبران^۷ است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). به عبارت بهتر، مشارکت با بیش از نصف منابع اولیه‌ای که فرد در اختیار دارد، مطابقت دادن رفتار با رفتار نفر پیش از خود و همکاری به‌اندازه‌ی پرداخت سهم مشارکت دیگری، به ترتیب به معنای همکاری، تقابل و جبران است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶).

در سنین ابتدایی درک چارچوب‌های اجتماعی (کودکی تا اوایل نوجوانی)، تصمیم‌گیری در بازی کالای عمومی، کاملاً تقابلی و متأثر از میانگین مشارکت دیگر اعضای گروه در دست‌های قبلی بازی (کوربیت و همکاران^۸، ۲۰۲۲) و بیشتر از نوع تقابل منفی^۹ است (چرنیاک و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۹). سپس، از اواخر نوجوانی تا بزرگسالی، تمایلات افراد به‌مرور به سمت همکاری نوع‌دوستانه تحول می‌یابد (رومانو و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۱). پژوهشگران دلیل غالب بودن رفتار تقابلی را یادگیری انصاف و اهمیت رعایت آن دانسته و نشان داده‌اند که تقابل منفی شایع‌تر است، چراکه منصفانه‌تر از تقابل مثبت ادراک می‌شود (شاو و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۹). هم‌چنین، تکامل شناخت اجتماعی و نوع‌دوستی در اواخر نوجوانی، به‌مرور درک افراد از منصفانه بودن یک موقعیت نابرابر را به سمت پذیرش بیشتر نابرابری تغییر و همکاری را گسترش می‌دهد (برای مرور به شونک و زیپرلی^{۱۳}، ۲۰۲۳ مراجعه کنید).

از سوی دیگر، پذیرش و ایفای نقش به‌عنوان عضوی از گروه، اهمیت رعایت اخلاقیات را برجسته‌تر می‌کند و می‌تواند تعریف از انصاف را تغییر دهد (تقی پناهی و همکاران، ۱۴۰۱). این مسئله موجب می‌شود که افراد تصمیم بگیرند برای موفقیت گروه‌شان، همکاری خود را با اهدای بیش از سهمشان - در تأمین کالای عمومی - و پذیرش ضرر مشارکت با هم‌گروهی-هایشان، نشان دهند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). به‌این ترتیب، هویت درون‌گروهی عاملی است که با بازتعریف موقعیت تصمیم‌گیری اجتماعی به موقعیت اخلاقی، تصمیم جبران را جایگزین تقابل منفی می‌کند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). در دوران نوجوانی نیز، مشخص شده است که شناخت اجتماعی واسطه بین استدلال اخلاقی و رفتار اخلاقی است (عبداللهی، ۱۳۹۸).

1. public goods
2. social dilemma
3. Fischer et al.
4. Arora et al.
5. defect
1. reciprocity
2. compensation
3. Corbit et al.

۴. تقابل منفی به معنای مطابقت دادن رفتار با رفتار کسی است که کمتر از نصف دارایی‌اش مشارکت کرده و تقابل مثبت به معنای مطابقت دادن رفتار با رفتار کسی که بیشتر از نصف دارایی‌اش مشارکت کرده است.

5. Chernyak et al.
6. Romano et al.
7. Shaw et al.
8. Schunk & Zipperle

از دیدگاه علوم شناختی-اجتماعی، یکی از عواملی که هویت شریک تصمیم‌گیری را از غریبه به هم‌گروهی تغییر و همکاری را در تأمین کالای عمومی افزایش می‌دهد، هم‌زمانی رفتاری^۱ است (برای مرور به کراس و همکاران^۲، ۲۰۱۹ مراجعه کنید). از سنین ابتدایی رشد تا بزرگسالی، رفتار هم‌زمان به‌عنوان نشانه‌ای از ارتباط اجتماعی ادراک‌شده و متعاقباً موجب تمایل بیشتر به ابراز رفتارهای جامعه‌پسند^۳ مانند همکاری با شریک فرآیند هم‌زمانی می‌گردد (وان و ژو^۴، ۲۰۲۲؛ هو و همکاران^۵، ۲۰۲۲). ادراک نظم زمانی^۶ به کمک فرآیندهای هیجانی-اجتماعی، درگیر شدن در فرآیند هم‌زمانی با دیگران را ارزشمند جلوه داده و موجب تقویت پیوندهای اجتماعی می‌شود (هوئل و همکاران^۷، ۲۰۲۱). یکی از نمودهای تقویت پیوند اجتماعی، تجربه وحدت^۸ و یکپارچگی با گروه فرآیند هم‌زمانی و احساس جدا بودن از دیگر گروه‌ها است (لاکنز و استل^۹، ۲۰۱۱). اهمیت وحدت در اینجا این است که به‌عنوان مقیاس سنجش هویت گروهی، در مشاهده اثرات هم‌زمانی رفتاری بر ادراک و قضاوت میزان اخلاقی بودن عمل نابهنجار شرکای هم‌زمانی، به‌عنوان عامل واسطه‌گر شناخته‌شده است (چواجا و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۰). از این‌رو، انتظار می‌رود که در مشاهده اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب بیشتر جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی، نقش ایفا کند. ذکر این نکته لازم است که اثری که هم‌زمانی رفتاری بر تقویت یکی از مؤلفه‌های رفتار جامعه‌پسند مانند همکاری یا وحدت می‌گذارد، لزوماً با تقویت مؤلفه دیگر همراه نیست (کراس و همکاران، ۲۰۱۶، ۲۰۱۷).

نتایجی که تاکنون از اثر هم‌زمانی رفتاری بر همکاری گزارش شده، حاصل سنجش همکاری در پارادایم‌های تصمیم‌گیری هم‌زمان بوده است. این در حالی است که چنانچه پیش‌تر ذکر کردیم، استراتژی‌ها در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی متفاوت و متنوع‌تر است. همچنین تحول تصمیم‌گیری برای غلبه بر تقابل و انتخاب جبران، در بازه رشدی اواخر نوجوانی تا اوایل جوانی مسئله مهمی است که تاکنون به آن پرداخته نشده است. از این‌رو، هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر همکاری و جبران در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال است.

روش

پژوهش حاضر از نظر هدف جزء پژوهش‌های بنیادی و از نظر روش از نوع مطالعات نیمه آزمایشی با طرح بین گروهی است. روش تحلیل، استفاده از آزمون‌های آنالیز واریانس یک‌راهه^{۱۱}، کروسکال-والیس^{۱۲}، خی دو^{۱۳} و تحلیل رگرسیون میانجی^{۱۴} (هیز^{۱۵}، ۲۰۱۷) بود. متغیر مستقل، نوع شرایط هم‌زمانی رفتاری، متغیر وابسته، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی و متغیرهای میانجی، متغیرهای وحدت و حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری بود. داده‌ها با نرم‌افزارهای Python 3/8 و SPSS 27 تحلیل شدند. جامعه آماری پژوهش، تمامی دانشجویان دانشگاه‌های شهرکرد و دانش آموزان مقطع متوسطه پایه نهم تا یازدهم سال تحصیلی ۱۴۰۰-۰۱ شهر لردگان بودند، که سن آن‌ها در بازه ۱۵ تا ۲۵ سال قرار داشته است. از این جامعه به روش نمونه‌گیری در دسترس ۱۶۰ نفر شرکت‌کننده انتخاب شدند. حجم نمونه بر اساس طرح پژوهش بین گروهی، با استفاده از نرم‌افزار G-power 3/1 با در نظر گرفتن آلفا = ۰/۰۵، توان آزمون = ۰/۹۵،

-
9. behavioral synchrony
 10. Cross et al.
 11. prosocial
 12. Wan & Zhu
 13. Hu et al.
 14. temporal regularity
 15. Hoehl et al.
 16. entitativity
 17. Lakens & Stel
 1. Chvaja et al.
 2. one-way analysis of variance (ANOVA)
 3. Kruskal-Wallis
 4. Chi-squared
 5. regression analysis of mediation
 6. Hayes

۳ گروه آزمایش و اندازه اثر = $0/35$ ، ۱۳۲ نفر محاسبه شد. از نظر جنسیت، بیشترین فراوانی به ترتیب به زن (۶۵/۹۷ درصد)، مرد (۳۳/۳۳ درصد) و سایر (۰/۶۹ درصد) اختصاص داشت. از نظر سن، شرکت‌کنندگان بازه سنی ۱۵ تا ۱۷ سال (۴۱/۶۷ درصد) فراوانی کمتری نسبت به شرکت‌کنندگان ۱۸ تا ۲۵ سال (۵۸/۳۳ درصد) داشتند. ۱۹ نفر به دلیل متوجه شدن فریب تکلیف تصمیم‌گیری یا به دلیل عدم هم‌زمانی مناسب با شریک خود، از آنالیز داده‌ها حذف گردیدند؛ بنابراین تعداد نمونه به ۱۲۵ نفر کاهش یافت.

ابزار سنجش

تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی (step-level PGG): برگرفته از مطالعه آرورا و همکاران (۲۰۱۶)، در این تکلیف رایانه‌ای، دو نفر شرکت‌کننده برای تأمین حد آستانه مشخص‌شده و دستیابی به سود ۵۰ درصدی به ترتیب یکی پس از دیگری باهم مشارکت کرده و در انتهای فرایند تصمیم‌گیری، مجموع پول مشارکت شده - با یا بدون سود - به صورت مساوی میانشان تقسیم می‌شود. در پژوهش حاضر، به هر یک از دو نفر شرکت‌کننده، ۳۲۰۰۰ تومان به‌عنوان مبلغ اولیه‌ای که می‌توانند با آن تصمیم‌گیری کنند، پرداخت و حد آستانه‌ی قابل تأمین برای دستیابی به سود ۵۰ درصدی، ۴۴۰۰۰ تومان تعریف شد. پیش از شروع فرآیند تصمیم‌گیری، با پرسش‌هایی فهم شرکت‌کنندگان از قوانین بازی صحت سنجی و سپس با ارائه پاسخ صحیح، به آن‌ها بازخورد داده شد. با شروع تکلیف اصلی تصمیم‌گیری ترتیبی، مشابه با توضیحی که قبلاً به شرکت‌کنندگان داده شده بود، رایانه یک نفر را به‌عنوان نفر اول تصمیم‌گیری و دیگری را به‌عنوان نفر دوم انتخاب می‌کرد. علی‌رغم اینکه این باور برای شرکت‌کننده ایجاد شده بود که این انتخاب تصادفی است، بر اساس الگوریتم از پیش تعیین‌شده، هردوی شرکت‌کنندگان با مشاهده پیام «شریک شما ابتدا در حال تصمیم‌گیری است. لطفاً کمی صبر کنید...» به مدت ۱۵ ثانیه، مطلع می‌شدند که به‌عنوان نفر دوم انتخاب شده‌اند و باید منتظر تصمیم شریک خود بمانند. سپس، تصمیم نفر اول در قالب محدوده‌ی ۸۰۰۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان به هر دو نفر ارائه شد. در این مرحله، شرکت‌کنندگان بدون محدودیت زمانی فرصت داشتند تصمیم خود را با یکی از مبالغ کامل از ۰ تا ۳۶۰۰۰ تومان گزارش کنند. درنهایت، حدس ایشان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری، با پرسش «فکر می‌کنید شریکتان دقیقاً چه مبلغی بین ۸۰۰۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان را در حساب مشترک قرار داده بود؟» سنجیده شد. مشارکت در محدوده ۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان معادل انتخاب قصور، ۱۷۰۰۰ تا ۲۷۰۰۰ تومان، همکاری و ۲۸۰۰۰ تا ۳۶۰۰۰ تومان، جبران در نظر گرفته شده است. جبران، نشان‌دهنده تمایل فرد به مشارکت کافی در تأمین حد آستانه، علی‌رغم مشاهده کم‌کاری نفر اول است. در این شرایط، اگر او بخواهد کاملاً از تأمین آستانه مطمئن شود، باید ۳۶۰۰۰ تومان مشارکت کند که لازمه آن، قرار دادن ۴۰۰۰ تومان مبلغ اضافی از کیف پول شخصی خود بر مقدار اولیه ۳۲۰۰۰ تومان است. ذکر این نکته لازم است که ارائه تصمیم نفر اول به صورت بازه مبهم، به‌منظور محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو انتخاب جبران یا قصور انجام شده است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶).

تکلیف هم‌زمانی رفتاری: با طراحی بین گروهی، سه شرایط دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری شامل شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان ایجاد شد. این بخش، باهدف «سنجش مهارت حرکتی در هماهنگی با محرک شنیداری» به شرکت‌کنندگان معرفی شد. برای دستیابی به این هدف، به آن‌ها دستورالعمل داده شد که با هدفون‌های شخصی به محرک شنیداری در حال پخش گوش‌داده و سعی کنند کاملاً هم‌زمان با زمان شنیده شدن صدای اولین ضرباهنگ، انگشتان دست برتر خود را روی کلید space صفحه‌کلید رایانه شخصی فشار دهند. سپس، دست خود را از آرنج خم کرده تا بینی بالا آورده، قبل از اینکه ضرباهنگ دوم شنیده شود، برگردانند و کلید space را برای بار دوم بفشارند. شرکت‌کنندگان می‌بایست این کار را تا اتمام تکلیف تکرار کنند. محرک شنیداری، متشکل از ضرباهنگ‌هایی ساده با فرکانس ۵۰ هرتز و طول دوره ۵۰ میلی‌ثانیه، در دو سرعت پخش ۳۳ و ۶۰ گام در دقیقه تولید شد. برای ایجاد شرایط ناهم‌زمان، یکی از شرکت‌کنندگان با

محرك شنیداری ۳۳ گام در دقیقه و دیگری با ۶۰ گام در دقیقه هماهنگ شدند. از سوی دیگر، تمام شرکت‌کنندگان شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و فاز مقابل با محرك ۳۳ گام در دقیقه هماهنگ شدند. در حالت هم‌فاز، محرك‌های شنیداری برای هر دو نفر در زمان یکسان، اما در حالت فاز مقابل برای یک نفر ۹۰۰ میلی‌ثانیه دیرتر از دیگری پخش شد. تکلیف حاضر، در سه فاز پشت سر هم شامل ۱۵ ثانیه تمرین، ۳ دقیقه انجام عمل حرکتی در حضور محرك شنیداری و ۱/۵ دقیقه در غیاب آن، با حفظ ریتم مرحله قبل، انجام شد. در زمان انجام تکلیف، شرکت‌کنندگان گروه بزرگسال، با زاویه ۹۰ درجه و بافاصله‌ی قطری ۱ متر از یکدیگر نشستند. شرکت‌کنندگان گروه نوجوان، در دو شرایط هم‌زمانی، به فاصله ۱ متر در کنار یکدیگر و در شرایط ناهم‌زمان، در دو طرف میز با حضور مانع در میانشان نشستند. در دو شرایط هم‌زمانی، به شرکت‌کنندگان دستورالعمل داده شد، درحالی‌که به دستان یکدیگر نگاه می‌کنند تکلیف خود را انجام دهند؛ اما در شرایط ناهم‌زمان، به آن‌ها تأکید شد که صرفاً به حرکات خودشان توجه کنند.

مقیاس وحدت: برگرفته از تحقیق لاکنز و استل (۲۰۱۱) میزان احساس وحدت ایجادشده پس‌ازانجام عمل هم‌زمان، با استفاده از سه عبارت پرسشی «چقدر با شریک خود احساس باهم بودن را تجربه کردید؟»، «چقدر احساس کردید با شریک خود در یک گروه هستید؟» و «چقدر احساس کردید که شما و شریکتان، از دیگر شرکت‌کنندگان جدا هستید؟» سنجیده شد (آلفای کرونباخ^۱ = ۰/۷۹). شرکت‌کنندگان پاسخ خود را با استفاده از مقیاس لیکرت هفت‌تایی (۱ اصلاً، ۷ کاملاً) ثبت کردند.

پژوهش حاضر، پس از کسب مجوز اخلاق به شماره IR.SBU.REC.1400.198 از کمیته اخلاق دانشگاه شهید بهشتی، در دو فاز مجزا بر روی داوطلبان واجد شرایط در بازه‌های سنی بزرگسال و نوجوان اجرا گردید. شرکت‌کنندگان به‌صورت گروه‌های دونفری هم‌جنس و با کنترل میزان آشنایی قبلی، به‌صورت شبه تصادفی در یکی از شرایط آزمایش قرار گرفته و به آزمایشگاه دعوت شدند. پس از ورود به آزمایشگاه، تمام شرکت‌کنندگان بزرگسال و شرکت‌کنندگان دو شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و هم‌زمانی فاز مقابل نوجوان، با نام و نام خانوادگی به یکدیگر معرفی شدند. در این مرحله، از شرکت‌کنندگان (و والدین گروه نوجوان) درخواست شد که فرم رضایت‌نامه شرکت در پژوهش را امضا کنند. در قدم بعدی، قوانین تکلیف تصمیم‌گیری توضیح و به سؤالات احتمالی در این زمینه پاسخ داده شد. سپس به ترتیب، فرم اطلاعات جمعیت شناختی، تکلیف هم‌زمانی رفتاری و بلافاصله مقیاس وحدت اجرا و تکمیل گردید. سپس، شرکت‌کنندگان به سمت میز دیگری با مانعی در وسط آن، هدایت شدند تا تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی را انجام دهند. این مانع برای جلوگیری از برقراری ارتباط در هنگام تصمیم‌گیری و نیز برملا نشدن فریب‌بازی استفاده شد. تکلیف تصمیم‌گیری در یک دست انجام گردید و پس‌ازآن، نظر شرکت‌کنندگان درباره هدف پژوهش و اینکه آیا متوجه فریب در روند تصمیم‌گیری شده‌اند، سؤال شد. درنهایت، هدف اصلی توضیح داده شد و با پرداخت ۴۰۰۰۰ تومان هدیه، بابت شرکت در پژوهش از ایشان تشکر و قدردانی صورت پذیرفت. روند اجرا از ابتدا تا انتها ۴۵ تا ۶۰ دقیقه به طول انجامید.

یافته‌ها

میانگین (انحراف معیار) سن شرکت‌کنندگان به ترتیب در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز ۱۹/۲۴ (۳/۳۴)، در شرایط هم‌زمانی ضد فاز ۱۹/۲۵ (۳/۴۶) و در شرایط ناهم‌زمان ۱۸/۹۶ (۳/۲۵) سال بود. ۲۵ نفر (۶۵/۷۹٪) از شرکت‌کنندگان در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، ۲۵ نفر (۶۲/۵۰٪) در شرایط هم‌زمانی ضد فاز و ۳۱ نفر (۶۵/۹۶٪) در شرایط ناهم‌زمان جنسیت خود را زن، ۱ نفر (۲/۵۰٪) از شرکت‌کنندگان در شرایط هم‌زمانی ضد فاز جنسیت خود را سایر و مابقی افراد در هر شرایط، جنسیت خود را مرد اعلام کردند. تمامی شرکت‌کنندگان گروه بزرگسال با شریک آزمون خود کاملاً غریبه بوده‌اند. از شرکت‌کنندگان گروه نوجوان ۶ نفر (۳۷/۵۰٪) در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، ۶ نفر (۳۷/۵۰٪) در شرایط هم‌زمانی ضد فاز و ۱۱ نفر (۵۵٪) در شرایط

1. Cronbach's α

ناهم‌زمان شریک آزمون خود را کاملاً غریبه، ۷ نفر (۵۰٪) در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، ۸ نفر (۴۳/۷۵٪) در شرایط هم‌زمانی ضد فاز و ۶ نفر (۳۰٪) در شرایط ناهم‌زمان شریک آزمون خود را آشنا و مابقی شریک خود را فردی ناشناس با دیدار اتفاقی قبلی گزارش کردند. نتایج آزمون خی دو، نشان داد که اختلاف درصد فراوانی میزان آشنایی شرکت‌کنندگان نوجوان در بین شرایط آزمایش از نظر آماری معنادار نیست، $\chi^2(4, N = 54) = 2/00, p = 0/735$.

به‌منظور بررسی پیش‌فرض‌های استفاده از آزمون‌های آماری، ابتدا داده‌هایی که بیش از ۳ انحراف معیار از میانگین توزیع فاصله داشتند به‌عنوان داده پرت شناسایی و حذف شدند؛ بنابراین، یک داده از شرایط ناهم‌زمان متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول حذف گردید. سپس، نرمال بودن توزیع نمرات متغیرهای پژوهش با آزمون شپرو-ویلک^۱ ارزیابی شد. نتایج نشان داد که توزیع میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در هیچ‌یک از گروه‌های سنی نوجوان و بزرگسال و نیز در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و هم‌زمانی فاز مقابل نرمال نیست ($p_s < 0/05$). هم‌چنین، توزیع متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول در هیچ‌یک از شرایط آزمایش نرمال نیست ($p_s < 0/05$) و فقط توزیع نمرات مقیاس وحدت در دو شرایط هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان از توزیع نرمال پیروی می‌کند ($p_s > 0/05$). درنهایت، نتایج آزمون لوین^۲ نشان داد که واریانس توزیع تمام متغیرها بین سه شرایط آزمایش، از نظر آماری همگن است ($p_s > 0/05$).

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و نتایج آزمون‌های کروسکال-والیس و آنالیز واریانس یک‌راهه برای مقایسه

متغیرها در شرایط آزمایش

شرایط آزمایش	هم‌زمانی هم‌فاز		هم‌زمانی فاز مقابل		ناهم‌زمان		مقدار H	مقدار F	(درجات آزادی)	معناداری
	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف معیار)				
میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی	۱۹/۵۰ (۱۰/۹۲)	-	۲۰/۵۰ (۱۱/۵۱)	-	۲۴ (۱۳/۵۳)	-	۱/۲۲	-	(۲،۱۲۲)	۰/۵۴۰
حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول	۱۹/۵۰ (۱۰/۷۵)	-	۲۰/۵۰ (۱۱/۳۴)	-	۲۳/۵۰ (۱۲/۹۸)	-	۰/۳۹	-	(۲،۱۲۱)	۰/۱۸۶۰
وحدت	۴/۳۰ (۰/۹۰)	-	۴/۴۴ (۱/۲۲)	-	۳/۴۱ (۱/۲۳)	-	-	۱۰/۳۶	(۲،۱۲۲)	< ۰/۰۰۱

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۱، اختلاف میانگین رتبه متغیر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی و متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول در بین شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان از نظر آماری معنادار نیست؛ اما اختلاف میانگین نمرات وحدت در سه شرایط آزمایش از نظر آماری معنادار است. تحلیل پس‌آزمون بونفرونی^۳ نشان داد که تفاوت میانگین نمره مقیاس وحدت گروه ناهم‌زمان با گروه هم‌زمانی هم‌فاز $p < 0/001, p = 3/66 = t(84)$ و گروه هم‌زمانی فاز مقابل $p < 0/001, p = 3/86 = t(86)$ معنادار است. هم‌چنین، آزمون ناپارامتری یو مان ویتنی^۴ نشان داد که اختلاف میانگین رتبه میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در بین گروه‌های سنی نوجوان و بزرگسال از نظر آماری معنادار نیست، $U(124) = 1755/00, p = 0/420$.

1. Shapiro-Wilk
2. Levene
1. Bonferroni
2. Mann-Whitney U

جدول ۲. فراوانی و نتایج آزمون خی دو برای نوع تصمیم شرکت کنندگان

سطح معناداری	$\chi^2(df)$	تعداد کل	جبران		همکاری		قصور		نوع تصمیم
			درصد فراوانی	فراوانی	درصد فراوانی	فراوانی	درصد فراوانی	فراوانی	
۰/۴۵۶	۳/۶۵ (۴)	۱۲۵	۳۰/۴۰	۳۸	۱۹/۲۰	۲۴	۵۰/۴۰	۶۳	به تفکیک شرایط آزمایش
۰/۰۰۳**	۱۱/۴۲ (۲)	۳۸	۳۴/۲۱	۱۳	۱۰/۵۳	۴	۵۵/۲۶	۲۱	همزمانی هم فاز
۰/۳۹۶	۱/۸۵ (۲)	۴۰	۳۲/۵۰	۱۳	۲۵	۱۰	۴۲/۵۰	۱۷	همزمانی فاز مقابل
۰/۰۱۴*	۸/۴۷ (۲)	۴۷	۲۵/۵۳	۱۲	۲۱/۲۸	۱۰	۵۳/۱۹	۲۵	ناهم زمان
۰/۳۸۵	۴/۹۱ (۲)	۱۲۵	۳۰/۴۰	۳۸	۱۹/۲۰	۲۴	۵۰/۴۰	۶۳	به تفکیک سن
۰/۰۰۶**	۱۰/۱۱ (۲)	۵۴	۲۴/۰۷	۱۳	۲۲/۲۲	۱۲	۵۳/۷۰	۲۹	نوجوان
۰/۰۰۶**	۱۰/۳۴ (۲)	۷۱	۳۵/۲۱	۲۵	۱۶/۹۰	۱۲	۴۷/۹۰	۳۴	بزرگسال

df: درجه آزادی * $p < 0/05$; ** $p < 0/01$

یافته‌های پژوهش در جدول ۲ نشان می‌دهد که تفاوت درصد فراوانی‌های تصمیم قصور، همکاری یا جبران در بین شرایط آزمایش یا بین دو گروه سنی از نظر آماری معنادار نیست. به علاوه، نتایج حاکی از آن است که اختلاف درصد فراوانی انتخاب‌های قصور، همکاری یا جبران در دو شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و ناهم‌زمان معنادار است؛ اما در شرایط هم‌زمانی فاز مقابل از نظر آماری معنادار نیست. وجود اختلاف معنادار در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی تصمیم همکاری با هر دو تصمیم قصور ($\chi^2(1, N = 25) = 11/56, p < 0/001$) و جبران ($\chi^2(1, N = 47) = 4/76, p = 0/029$) = هم‌زمانی (۱۷) و در شرایط ناهم‌زمان، ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی انتخاب قصور با هر دو تصمیم همکاری ($\chi^2(1, N = 35) = 6/43, p = 0/011$) و جبران ($\chi^2(1, N = 37) = 4/57, p = 0/032$) است. هم‌چنین، اگرچه در حالت کلی تفاوتی بین انتخاب‌های نوجوانان و بزرگسالان وجود ندارد، اختلاف درصد فراوانی تصمیم جبران در گروه نوجوان با درصد فراوانی جبران در گروه بزرگسال از نظر آماری نزدیک به سطح معناداری قابل قبول است، $p = 0/052$ ، $\chi^2(1, N = 38)$.

جدول ۳. ماتریس همبستگی پیرسون، میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴
۱. میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی	۱۲۵	۱۸۸۸۰/۰۰	۱۰۳۲۷/۱۳	-			
۲. سن	۱۲۵	۱۹/۳۴	۳/۳۵	۰/۰۱۰			
۳. وحدت	۱۲۵	۴/۰۱	۱/۲۳	۰/۱۸۲*	-۰/۱۷۲		
۴. حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول	۱۲۴	۱۲۸۶۲/۹۰	۲۳۰۴/۷۴	۰/۲۹۱***	-۰/۰۲۱	۰/۱۹۱*	

* $p < 0/05$; ** $p < 0/01$; *** $p < 0/001$

همان‌گونه که در جدول ۳ قابل مشاهده است، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی با سن همبستگی معناداری نداشته است. به علاوه، نتایج آزمون همبستگی پیرسون^۱ رابطه مثبت و از نظر آماری معناداری بین دو متغیر سن و میزان مشارکت در محدوده همکاری نشان داده است، $p = 0/006$ ، $r(23) = 0/54$. جدول ۳ نشان می‌دهد که از یک‌سو، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی با حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول و وحدت و از سوی دیگر، دو متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول و وحدت با یکدیگر همبستگی مثبت و معناداری دارند. هم‌چنین، همبستگی بین نمرات حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول با نمرات مقیاس وحدت، در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز

1. Pearson

$(r(37) = 0/45, p = 0/004)$ و هم‌زمانی فاز مقابل $(r(39) = 0/34, p = 0/003)$ مثبت و معنادار بوده؛ اما همبستگی بین این دو متغیر در شرایط ناهم‌زمان از نظر آماری معنادار نبوده است، $r(45) = -0/01, p = 0/97$. با توجه به نتایج همبستگی، احتمال نقش میانجی متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری در رابطه بین وحدت و میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری، با استفاده از مدل پیشنهادی هیز (۲۰۱۷) سنجیده شد. به‌منظور رعایت پیش‌فرض‌های استفاده از این آنالیز، ابتدا توزیع متغیرها با استفاده از روش مقیاس دهی بیشینه-کمینه^۱ در بازه صفر تا یک نرمال شد. سپس، عدم هم‌خطی متغیرهای پیش‌بین با استفاده از آماره تورم واریانس محاسبه گردید. نتایج حاکی از عدم هم‌خطی در میان متغیرهای پیش‌بین بود (وحدت = $1/04$ و حدس = $1/04$).

جدول ۴. نتایج مدل رگرسیونی نقش میانجی حدس در رابطه وحدت و میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری

ترتیبی						
میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی			حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول			متغیرهای پیش‌بین
معداری	خطای استاندارد	ضریب تغییرات	معداری	خطای استاندارد	ضریب تغییرات	
۰/۱۳۹	۰/۱۲۳	۰/۱۸۳	۰/۰۳۴	۰/۱۲۴	۰/۲۶۸	a
۰/۰۰۳	۰/۰۸۸	۰/۲۶۶	-	-	-	b
< ۰/۰۰۱	۰/۰۷۸	۰/۲۷۰	< ۰/۰۰۱	۰/۰۶۷	۰/۴۷۴	iM
$R^2 = 0/101$			$R^2 = 0/036$			
$F(2, 121) = 6/82, p = 0/002$			$F(2, 122) = 4/62, p = 0/0034$			

مطابق با جدول ۴، تقریباً ۱۰/۱٪ از تغییرات متغیر ملاک ناشی از هر دو متغیر پیش‌بین و ۳/۶٪ از آن به‌طور خاص سهم اثرگذاری وحدت بر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری بوده است. هم‌چنین، اثر کلی وحدت بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی، به‌طور کامل از طریق اثر غیرمستقیم حدس از میزان مشارکت نفر اول، بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی میانجی‌گری شده است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر اثر دو فاز هم‌زمانی رفتاری شامل حالت هم‌فاز و فاز مقابل را در مقایسه با اثر انجام عمل ناهم‌زمان، بر بروز همکاری و جبران در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال ارزیابی کرده است. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش نشان می‌دهد، تمایل به جبران کاستی مشارکت دیگران، در اوایل بزرگسالی بیش از اواخر نوجوانی است. هم‌راستا با یافته‌های پژوهش‌های پیشین، مشاهده تغییر در الگوی تصمیم‌گیری شرکت‌کنندگان از نوجوانی به جوانی، برآمده از تحول عملکردهای شناختی در طول دوران رشد است؛ تحولی که در اواخر نوجوانی افراد را به اجرای سفت‌وسخت قوانین تکامل همکاری و ابراز تقابل منفی وامی‌دارد و با افزایش سن -به آهستگی- همکاری را جایگزین می‌کند (رومانو و همکاران، ۲۰۲۱).

از سوی دیگر، در مخالفت با شواهدی که هم‌زمانی رفتاری را عامل تقویت‌کننده مؤلفه‌های پیوند اجتماعی و گسترش‌دهنده همکاری در بازی‌های اقتصادی هم‌زمان می‌دانند (بارانوفسکی-پینتو^۲ و همکاران، ۲۰۲۲؛ فوجیوارا و همکاران^۳، ۲۰۲۳)؛ پژوهش حاضر شواهدی قوی دال بر اینکه هم‌زمانی رفتاری در هر یک از فازهای خود همکاری یا جبران را در بازی اقتصادی

2. min-max scaler
1. Baranowski-Pinto et al.
2. Fujiwara et al.

ترتیبی با حد آستانه سوددهی و قصور نفر اول ترتیب، گسترش می‌دهد، به دست نیاورده است. به عبارت بهتر، در پژوهش ما میانگین مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری و درصد فراوانی انتخاب قصور، همکاری یا جبران، در هر سه شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان با یکدیگر برابر بوده است. در کنار این نتایج اما شواهدی به‌دست‌آمده که نشان می‌دهد باینکه بیشترین سهم انتخاب در تمام شرایط به قصور تعلق داشته است، هم‌زمانی رفتاری توانسته است نظر شرکت‌کنندگان را در حالت هم‌فاز به انتخاب یکسان قصور و جبران و در حالت فاز مقابل، به انتخاب یکسان قصور، همکاری و جبران تعدیل کند.

برتر بودن انتخاب قصور در وهله اول و تعدیل نظر شرکت‌کنندگان در برخی شرایط در وهله دوم، هم‌راستا با پیشینه مطالعات تصمیم‌گیری است. در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی، میزان مشارکت اغلب کمتر از میانگین است، زیرا کاستی مشارکت نفر اول ترتیب، عموماً با کاستی مشارکت نفر بعدی مطابقت دارد (اسپادارو و همکاران^۱، ۲۰۲۲). در این شرایط، افراد هنگام تصمیم‌گیری برای چگونه واکنش نشان دادن به کاستی مشارکت دیگر اعضای گروه، بر سر دوراهی انتخاب انجام کار درست یا تنبیه نوع‌دوستانه قرار می‌گیرند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). در تنبیه نوع‌دوستانه، آن‌ها قصور هم‌گروهی خود را با قصور متقابل پاسخ می‌دهند تا با ردّ مشارکت غیرمنصفانه، از تکرار هنجارشکنی اعضای درون گروه جلوگیری کنند (شین و همکاران^۲، ۲۰۲۲). در مقابل، اگر تلاش بیشتر برای موفقیت کل گروه امری ضروری و اخلاقی جلوه کند، از تقابل منفی با عضو قاصر صرف‌نظر کرده، بهترین تلاش خود را در جهت جبران کاستی مشارکت او به کار می‌گیرند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). مشخص شده، وحدت گروهی‌ای که در پی دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری با یک فرد غریبه ایجاد می‌شود، میانجی اثر هم‌زمانی رفتاری بر ملایم شدن برداشت آن‌ها از میزان اخلاقی بودن عمل نابهنجار شریک هم‌زمانی‌شان است (چوآجا و همکاران، ۲۰۲۰). چوآجا و همکاران (۲۰۲۰) در تفسیر مشاهدات خود پیشنهاد کردند که تفاوت در هویت گروهی شریک هم‌زمانی، احتمالاً در مشاهده‌ی اثری که هم‌زمانی رفتاری بر قضاوت اخلاقی و متعاقباً انتخاب شیوه رفتار متقابل با عمل نابهنجار او دارد، اثرگذار باشد. به نظر ایشان، تجربه هم‌زمانی رفتاری با یک فرد غریبه، خطای او را قابل‌درک و مستلزم گذشت جلوه می‌دهد؛ اما تجربه هم‌زمانی رفتاری با عضوی از یک گروه منسجم، برعکس با تنبیه شدیدتر عمل غیراخلاقی او همراه می‌گردد (چوآجا و همکاران، ۲۰۲۰). بر همین اساس، تفاوتی که دو فاز هم‌زمانی رفتاری بر میزان تعدیل شدن انتخاب‌های شرکت‌کنندگان داشته است، می‌تواند به تفاوت میزان هویت گروهی احساس شده در هر یک از آن شرایط برگردد. ما پیشنهاد می‌کنیم اندک تفاوتی که نشان می‌دهد هم‌زمانی فاز مقابل در ایجاد وحدت بین فردی و تعدیل انتخاب‌ها، اثر قوی‌تری نسبت به هم‌زمانی هم‌فاز داشته است، به این دلیل بوده که شرکت‌کنندگان حالت فاز مقابل ما، برای انجام دادن صحیح تکلیف حرکتی و حفظ آهنگ حرکات خود، به تلاش و هماهنگی بیشتری احتیاج داشته‌اند؛ بنابراین، ممکن است احساس وحدت گروهی ایجادشده در شرایط فاز مقابل، غیر از اثر خالص هم‌زمانی رفتاری، تحت تأثیر این تلاش دونفری قرار گرفته باشد.

نتایج همبستگی تأیید می‌کند که بین وحدت و میزان مشارکت در تصمیم‌گیری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل‌های بیشتر نیز نشان می‌دهد، این رابطه کاملاً از طریق میانجی‌گری حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت شریکشان کنترل می‌شود. از سوی دیگر، همبستگی مثبت و معناداری بین وحدت و حدس به ترتیب در شرایط هم‌فاز و فاز مقابل برقرار است درحالی‌که در شرایط ناهم‌زمان همبستگی معناداری بین این دو متغیر مشاهده نشده است. این نتایج به‌نوعی نشان‌دهنده اثرپذیری بالای ادراک از هم‌زمانی رفتاری است (هو و همکاران، ۲۰۲۲). به‌علاوه، اینکه هم‌زمانی رفتاری بر وحدت اثر گذاشته اما بر همکاری نه همانند نتایج مطالعه کراس و همکاران (۲۰۱۷) و هم‌چنین، هم‌راستا با شواهد دیگری است که نشان می‌دهد وحدت لزوماً میانجی مستقیم اثر هم‌زمانی بر گسترش همکاری نیست (کراس و همکاران، ۲۰۱۶).

3. Spadaro et al.

4. Shin et al.

در مجموع می‌توان گفت، شواهدی مبنی بر وجود اثر مثبت و مستقیم هم‌زمانی رفتاری بر کاهش تقابل منفی و افزایش همکاری یا جبران در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی به دست نیامده است؛ اما شواهدی به دست آمده که نشان می‌دهد هم‌زمانی رفتاری، بر جنبه‌های دیگر رفتار جامعه‌پسند نظیر وحدت و هویت گروهی اثر گذاشته است. نیز، وحدت از طریق اثرگذاری بر ادراک افراد، در انتخاب شیوه تقابل با کاستی شریک تصمیم‌گیری مداخله کرده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، هویت گروهی به‌درستی در تصمیم‌گیری در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی دخیل است؛ اما آنچه در این تصمیم‌گیری دخالت مستقیم دارد، ادراک افراد از میزان همکار بودن شریکشان یا منصفانه‌تر بودن انتخاب او است.

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر، طراحی تکلیف با دو نفر شرکت‌کننده و اجرای بازی تنها در یک دست بوده است. در مطالعات هم‌زمانی رفتاری، هرچه تعداد اعضای گروه بالاتر باشد، احتمال مشاهده اثر بیشتر می‌شود (برای مرور به هو و همکاران، ۲۰۲۲ مراجعه کنید). همچنین، تصمیم‌گیری تنها در یک دست بازی، لزوماً نشان‌دهنده ترجیحات تصمیم‌گیری افراد نیست (اشنایدر و شیلدز^۱، ۲۰۲۲). از سوی دیگر، ارائه تصمیم نفر اول به‌صورت بازه‌ی مبهم، تفسیر و یا تعمیم نتایج را با مشکل روبه‌رو می‌کند؛ زیرا تصمیم‌گیری در شرایط ابهام‌آمیز، زمینه‌ای فراهم می‌کند که افراد به دلیل بی‌زاری از ریسکی که دارند، همواره قصور بالاتری در انتخاب‌های خود داشته باشند (فیشر و مندل^۲، ۲۰۲۱). محدودیت دیگر پژوهش، استفاده نکردن از دستیار پژوهشی به‌عنوان یکی از شرکت‌کننده‌ها است. این مسئله باعث شده است، میزان ارتباطی که شرکت‌کنندگان در محیط آزمایشگاه با یکدیگر برقرار کرده‌اند تا حدودی غیرقابل کنترل شده و بر شکل‌گیری احساس وحدت بین آن‌ها، اثر گذاشته باشد. در نهایت، پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های بعدی، با تغییر روش دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری برای جلب هم‌نوایی بیشتر افراد و همچنین با در نظر گرفتن احتمالات مطرح‌شده در این پژوهش، نتایج را تکرار کنند.

منابع

۱. تقی پناهی، ع، مرتضائی، ر، و ساوند، ز. (۱۴۰۱). در جستجوی انسانیت؛ مروری بر نظریه‌های انسانیت‌کاهی و انسانیت‌زدایی. *رویه‌شناسی روان‌شناسی*، ۱۱ (۶): ۷۹-۹۰.

<https://doi.org/20.1001.1.2383353.1401.11.6.1.8>

۲. عبدالمهی، م. (۱۳۹۸). تدوین مدل رشد اخلاقی در نوجوانان بر اساس مؤلفه‌های فراشناخت با تأکید بر نظریه شناخت اجتماعی. *رویه‌شناسی روان‌شناسی*، ۸ (۱۰): ۸-۱۸.

<https://doi.org/20.1001.1.2383353.1398.8.10.5.9>

- Arora, P., Logg, J., & Larrick, R. (2016). Acting for the greater good: Identification with group determines choices in sequential contribution dilemmas. *Journal of Behavioral Decision Making*, 29(5), 499–510. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1002/bdm.1892>
- Baranowski-Pinto, G., Profeta, V. L. S., Newson, M., Whitehouse, H., & Xygalatas, D. (2022). Being in a crowd bonds people via physiological synchrony. *Scientific reports*, 12(1), 1-10. <https://doi.org/10.1038%2Fs41598-021-04548-2>
- Chernyak, N., Leimgruber, K. L., Dunham, Y. C., Hu, J., & Blake, P. R. (2019). Paying back people who harmed us but not people who helped us: Direct negative reciprocity precedes direct positive reciprocity in early development. *Psychological Science*, 30(9), 1273–1286. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0956797619854975>
- Chvaja, R., Kundt, R., & Lang, M. (2020). The effects of synchrony on group moral hypocrisy. *Frontiers in Psychology*, 11, 3475. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.544589>

7. Corbit, J., Dockrill, M., Hartlin, S., & Moore, C. (2022). Intuitive cooperators: Time pressure increases children's cooperative decisions in a modified public goods game. *Developmental Science*, e13344. <https://doi.org/10.1111/desc.13344>
8. Cross, L., Atherton, G., Wilson, A. D., & Golonka, S. (2017). Imagined Steps: Mental Simulation of Coordinated Rhythmic Movements Effects on Pro-sociality. *Frontiers in Psychology*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01798>
9. Cross, L., Turgeon, M., & Atherton, G. (2019). How moving together binds us together: The social consequences of interpersonal entrainment and group processes. *Open Psychology*, 1(1), 273-302. <https://doi.org/10.1515/psych-2018-0018>
10. Cross, L., Wilson, A. D., & Golonka, S. (2016). How Moving Together Brings Us Together: When Coordinated Rhythmic Movement Affects Cooperation. *Frontiers in Psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01983>
11. Fischer, M., Twardawski, M., Steindorf, L., & Thielmann, I. (2021). Stockpiling during the COVID-19 pandemic as a real-life social dilemma: A person-situation perspective. *Journal of Research in Personality*, 91, 104075. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104075>
12. Fisher, S. A., & Mandel, D. R. (2021). Risky-choice framing and rational decision-making. *Philosophy Compass*, 16(8), e12763. <https://doi.org/10.1111/phc3.12763>
13. Fujiwara, K., Nomura, K., & Eto, M. (2023). Antiphase synchrony increases perceived entitativity and uniqueness: A joint hand-clapping task. *Frontiers in Psychology*, 14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1069660>
14. Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. *Guilford publications*. <https://www.guilford.com/books/Introduction-to-Mediation-Moderation-and-Conditional-Process-Analysis/Andrew-Hayes/9781462549030>
15. Hoehl, S., Fairhurst, M., & Schirmer, A. (2021). Interactional synchrony: signals, mechanisms and benefits. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 16(1-2), 5-18. <https://doi.org/10.1093/scan/nsaa024>
16. Hu, Y., Cheng, X., Pan, Y., & Hu, Y. (2022). The intrapersonal and interpersonal consequences of interpersonal synchrony. *Acta Psychologica*, 224, 103513. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2022.103513>
17. Lakens, D., & Stel, M. (2011). If they move in sync, they must feel in sync: Movement synchrony leads to attributions of rapport and entitativity. *Social Cognition*, 29(1), 1-14. <https://doi.org/10.1521/soco.2011.29.1.1>
18. Romano, A., Bortolotti, S., Hofmann, W., Praxmarer, M., & Sutter, M. (2021). Generosity and cooperation across the life span: A lab-in-the-field study. *Psychology and Aging*, 36(1), 108-118. <https://doi.org/10.1037/pag0000457>
19. Schneider, M., & Shields, T. (2022). Motives for Cooperation in the One-Shot Prisoner's Dilemma. *Journal of Behavioral Finance*, 23(4), 438-456. <https://doi.org/10.1080/15427560.2022.2081974>
20. Schunk, D., & Zipperle, I. (2023). Fairness and inequality acceptance in children and adolescents: A survey on behaviors in economic experiments. *Journal of Economic Surveys*. <https://doi.org/10.1111/joes.12553>
21. Shaw, A., Barakzai, A., & Keysar, B. (2019). When and why people evaluate negative reciprocity as more fair than positive reciprocity. *Cognitive Science*, 43(8), e12773. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/cogs.12773>

22. Shin HC, Vallury S, Janssen MA, Yu DJ (2022) Joint effects of voluntary participation and group selection on the evolution of altruistic punishment. *PLoS ONE* 17(5): e0268019. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0268019>
23. Spadaro, G., Graf, C., Jin, S., Arai, S., Inoue, Y., Lieberman, E., ... & Balliet, D. (2022). Cross-cultural variation in cooperation: A meta-analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 123(5), 1024. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/pspi0000389>
24. Wan, Y., & Zhu, L. (2022). Understanding the effects of rhythmic coordination on children's prosocial behaviours. *Infant and child development*, 31(1), e2282. <https://doi.org/10.1002/icd.2282>